共通要因故障に関する MGL 法の改善

正員 辻 村 泰 寛 (工 学 院 大)

正員 鈴 木 穎 二 (工 学 院 大)

非会員 吉 野 丈 人 (日本システム)

非会員 平 本 経 幸 (日本システム)

Modification of the MGL Method for Common Cause Failure

Yasuhiro Tsujimura, Member, Eiji Suzuki, Member (Kogakuin University), Takehito Yoshino, Non-member, Tsuneyuki Hiramoto, Non-member (Japan Systems Corp.)

In the field of Probabilistic Safety Assessment, evaluation of Common Cause Failure (CCF) is one of the most important problems difficult to evaluate it systematically, and many kinds of evaluation method for CCF have been developed.

The MGL (Multiple Greek Letter) method developed by K. N. Fleming is one of CCF evaluation methods. It was derived for the higher order (more than the third order) redundant systems as an extension of the β -factor method which is essentially applied only to the second order redundant systems.

Values of the parameters defined in the MGL method change with the order of redundancy due to its definition of the parameters, as an example, simultaneous failure probability of two units of the second order redundant system and that of the third order redundant system are different from each other even if failure probability of each unit has a same value.

This paper tried to modify the MGL method in order to have no change of its parameters through out all the order of redundancy.

As a result of this modification, the parameter change with the order of redundancy is eliminated, and acceptable ranges of values of new parameters are determined, while relations between new modified parameters and usual MGL parameters are obtained.

Furthermore, results of some application to practical redundant systems are shown.

キーワード：共通要因故障，CCF 評価モデル，MGL 法， β ファクタ法，冗長系

1. はじめに

システムの安全性，信頼性向上のために冗長系を構成することは，現在ではごく一般的な手段である。これに伴い，同一の要因によって2個またはそれ以上の機器が同時に故障するという共通要因故障 (Common Cause Failure; CCF)⁽¹⁾の取扱いが確率論的安全評価 (PRA)⁽²⁾において非常に重要な問題となっている。初期のPRAでは，その取扱いの難しさゆえに

CCFに対しては厳密な評価が行われていなかった。しかし，PRA手法が発達するにつれてCCFの評価方法，定量化が望まれるようになり様々なCCF評価モデル⁽³⁾が考案された。

代表的なCCF評価モデルには，二項式故障率 (BFR)法⁽⁴⁾⁽⁵⁾，バウンダリ定量化法 ($\sqrt{}$ Method)⁽⁴⁾，C³ (Common Cause Counting) 法⁽⁶⁾などがあるが，最も有名なものにFlemingらによって考案された β ファクタ法⁽⁷⁾⁽⁸⁾がある。 β ファクタ法には他の

CCF 評価モデルよりも理解が容易で、柔軟性があり、経験データを直接使用できるなどの特徴があるため、一般的に CCF 評価に多く用いられる。この β ファクタ法の考え方を一歩進めたものが MGL (Multiple Greek Letter) 法⁽⁹⁾⁽¹⁰⁾であり、 β ファクタ法の弱点であった適用範囲の狭さを改善したものである。MGL 法は β ファクタ法がもつ特徴を引き継ぎ、更に幅広い CCF 評価ができるという点で優れている。しかし、MGL 法は使用するパラメータが冗長度に依存して変わってしまうため、機器 2 個同時故障率を求めるような場合、冗長度 2 の系と冗長度 3 の系 (各機器の故障率は同じ) のそれぞれに対して求めた結果に違いが生じてしまう。

本論文では、以上のような MGL 法のもつ不整合性の改善を試み、更に従来の MGL 法との違いを明らかにした。

2. 従来の MGL 法とその特徴

〈2・1〉 従来の MGL 法 MGL 法は Fleming らにより考案されたもので、2 個以上の機器によって構成される冗長系における CCF の評価モデルの一つであり、 β ファクタ法の拡張である。 β ファクタ法は本来冗長度 2 の系に対してのみ有効であるが、通常、冗長度 3 以上の系に対しては幾つかの仮定を設けて適用する。MGL 法は、 β ファクタ法の考え方を拡張して冗長度 3 以上の系にも適用できるようにしたものである。なお、本論文では同一種の機器による冗長系を対象とする。

MGL 法では、次のように定義されるギリシャ文字のパラメータ (これが名前のゆえんである) を導入する。すなわち、冗長度 n の系において、着目している機器が故障したとしてその故障率に対し、以下のよう

β : 残り $n-1$ 個のうち、少なくとも 1 個が同時に故障する確率の割合

$\beta\gamma$: 残り $n-1$ 個のうち、少なくとも 2 個が同時に故障する確率の割合

$\beta\gamma\delta$: 残り $n-1$ 個のうち、少なくとも 3 個が同時に故障する確率の割合

⋮
⋮
⋮

これらのパラメータを用いて CCF の定量化モデルを考える。ここでは簡単のために冗長度 3 の系を例に説明する。

ここで 1 個の機器の全故障率⁽⁴⁾ (独立故障+CCF) を $P(1)$ とし、更に

- ① : β ,
② : $\beta\gamma$,

図 1 従来の MGL 法における冗長度 3 の系

の場合のパラメータの定義を表す Venn 図

Fig.1. Venn diagram for the definition of parameters in the usual MGL method applied to a 3-redundant system.

Q_1 : 1 個の機器故障の独立故障部分

Q_2 : 2 個のみの機器の CCF 部分 (3 個の CCF 部分は含まない)

Q_3 : 3 個すべての機器の CCF 部分

とする。これらを Venn 図を用いて直観的に表すと図 1 のようになる。一つの円は 1 個の機器故障に相当する。これらにより $P(1)$ は次式のようになる。

$$P(1) = P(Q_1) + 2P(Q_2) + P(Q_3) \dots\dots\dots (1)$$

そして、 $n=3$ の場合に対し前述のギリシャ文字のパラメータを導入すると

$$P(Q_1) = (1 - \beta_3)P(1) \dots\dots\dots (2)$$

$$P(Q_2) = \frac{\beta_3(1 - \gamma_3)}{2}P(1) \dots\dots\dots (3)$$

$$P(Q_3) = \beta_3\gamma_3P(1) \dots\dots\dots (4)$$

となる。ここで β_3, γ_3 としたのは、後に示すようにこれらのパラメータは冗長度 n (ここでは $n=3$ なので添字 3 を付けた) に依存するためである。図 1 において、全故障率 $P(1)$ に対する①部分の確率の割合が β_3 、②部分の確率の割合が $\beta_3\gamma_3$ である。これらを用いて機器 2 個同時故障率 $P(2)$ (3 個同時故障も含む) および 3 個同時故障率 $P(3)$ は次式のようになる。

$$P(2) = P(Q_3) + P(Q_2) + \{P(Q_1) + P(Q_2)\}^2 \\ = \frac{\beta_3(1 + \gamma_3)}{2}P(1) + \left\{1 - \frac{\beta_3(1 + \gamma_3)}{2}\right\}^2 P(1)^2 \\ \dots\dots\dots (5)$$

$$P(3) = P(Q_3) + P(Q_1)^3 + 3P(Q_2)\{P(Q_1) + P(Q_2)\} \\ = \beta_3\gamma_3P(1) + (1 - \beta_3)^3P(1)^3 \\ + 3\frac{\beta_3(1 - \gamma_3)}{2}\left\{1 - \frac{\beta_3(1 + \gamma_3)}{2}\right\}P(1)^2 \\ \dots\dots\dots (6)$$

MGL 法は実際のデータ⁽¹⁰⁾⁽¹¹⁾よりパラメータ β_3, γ_3 を推定し、上記の式により CCF を定量化する。

- ① : β_3
 ② : β_3 と β^* の不整合部分

図 2 従来の MGL 法のパラメータ β_3 と β ファクタ法のパラメータ β^* の違いを表す Venn 図

Fig. 2. Venn diagram for a difference between the parameter β_3 in the usual MGL method and the parameter β^* in the β -factor method.

〈2・2〉 MGL 法の検討すべき点 MGL 法は β ファクタ法の拡張であるので、機器 2 個同時故障率 $P(2)$ は β ファクタ法により得られる冗長度 2 の系における機器 2 個同時故障率 $P^*(2)$ と一致するのが自然でかつ望ましい。しかし、 $P^*(2)$ は

$$P^*(2) = \beta^* P(1) + (1 - \beta^*)^2 P(1)^2 \dots\dots\dots (7)$$

であり⁽⁷⁾⁽⁸⁾、(5)式と比較すると $\gamma_3=1$ のときしか一致せず、 β ファクタ法との整合性が悪い。これはパラメータ β_3 の定義が不適切であるため冗長度 n (ここでは $n=3$) に依存するためで、冗長度が増すほどこの不整合性は増す。図 2 に $n=3$ の場合についてこの不整合性の原因を直観的に示す。機器 2 個同時故障の場合、着目している 2 個の機器故障間の CCF は太線で囲った部分であるが (β ファクタ法ではこの部分を β^* と定義している)、MGL 法では全故障率に対する①部分の確率の割合を β_3 と定義しており、残り 1 個の機器故障との CCF (②部分) も含めている。そのためこの β_3 を用いて機器 2 個同時故障率を求める場合、 β ファクタ法との整合性が悪くなってしまふ。そして、冗長度が増せば②部分も増えるためパラメータは冗長度に依存して変わってしまふ、上記の不整合性は増す。

このように従来の MGL 法では、使用されるパラメータの定義の性質から必然的にパラメータが冗長度に依存してしまふ、 β ファクタ法との整合性が悪くなる。

3. 改善 MGL 法

〈3・1〉 MGL 法の改善 第 2 章では従来の MGL 法の問題点を示したが、ここではギリシャ文字のパラメータの定義を冗長度 n に依存しないように定義し

直し、 β ファクタ法との整合性が良くなるように改善を試みる。

冗長度 n の系において、着目している機器が故障したとして、その全故障率に対してパラメータを次のように定義する。

β : 残り $n-1$ 個の機器のうち、ある特定の 1 個に着目し、その機器が同時に故障する割合

$\beta\gamma$: 残り $n-1$ 個の機器のうち、ある特定の 2 個に着目し、それらの機器が同時に故障する割合

$\beta\gamma\delta$: 残り $n-1$ 個の機器のうち、ある特定の 3 個に着目し、それらの機器が同時に故障する割合

⋮
⋮
⋮

これらが従来のパラメータと違うところは、パラメータによって決まる全故障率に対する CCF 部分を着目した機器故障間に限定することである。

ここでも第 2 章同様冗長度 3 の系を例に説明する。

機器 1 個の全故障率 $P(1)$ と Q_1, Q_2, Q_3 の定義は元のままとし、上記のパラメータを導入すると

$$P(Q_1) = (1 - 2\beta + \beta\gamma)P(1) \dots\dots\dots (8)$$

$$P(Q_2) = \beta(1 - \gamma)P(1) \dots\dots\dots (9)$$

$$P(Q_3) = \beta\gamma P(1) \dots\dots\dots (10)$$

となる。 β, γ を Venn 図を用いて直観的に示すと図 3 のようになる。(8)~(10)式を用いると、機器 2 個同時故障率 $P(2)$ および 3 個同時故障率 $P(3)$ は次式のようになる。

$$P(2) = \beta P(1) + (1 - \beta)^2 P(1)^2 \dots\dots\dots (11)$$

$$P(3) = \beta\gamma P(1) + 3\beta(1 - \gamma)(1 - \beta)P(1)^2 + (1 - 2\beta + \beta\gamma)^3 P(1)^3 \dots\dots\dots (12)$$

このように、(11)式は β ファクタ法により得られる(7)式と完全に一致する。

- ① : β
 ② : $\beta\gamma$

図 3 改善した MGL 法における冗長度 3 の系の場合のパラメータの定義を表す Venn 図
 Fig. 3. Venn diagram for the definition of parameters in the modified MGL method applied to a 3-redundant system.

冗長度 3 の場合の従来のパラメータ β_3, γ_3 と新たに定義したパラメータ β, γ の関係は次式ようになる。

$$\left. \begin{aligned} \beta &= \frac{\beta_3(1+\gamma_3)}{2}, \quad \gamma = \frac{2\gamma_3}{1+\gamma_3} \\ \beta\gamma &= \beta_3\gamma_3 \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (13)$$

このパラメータの定義を冗長度 n まで進めても β ファクタ法との整合性は保たれる。

次に、改善 MGL 法を冗長度 4 の系に適用してみよう。機器 1 個の全故障率を $P(1)$ とし、更に

- Q_1 : 1 個の機器故障の独立故障部分
- Q_2 : 2 個のみの機器の CCF 部分 (3 個以上の CCF 部分は含まない)
- Q_3 : 3 個のみの機器の CCF 部分 (4 個の CCF 部分は含まない)
- Q_4 : 4 個すべての機器の CCF 部分

とする。これらにより $P(1)$ は次式のようにになる。

$$P(1) = P(Q_1) + 3P(Q_2) + 3P(Q_3) + P(Q_4) \dots\dots\dots (14)$$

また、

$$P(Q_1) = (1 - 3\beta + 3\beta\gamma - \beta\gamma\delta)P(1) \dots\dots (15)$$

$$P(Q_2) = \beta(1 - 2\gamma + \gamma\delta)P(1) \dots\dots\dots (16)$$

$$P(Q_3) = \beta\gamma(1 - \delta)P(1) \dots\dots\dots (17)$$

$$P(Q_4) = \beta\gamma\delta P(1) \dots\dots\dots (18)$$

となる。これらを用いて機器 2 個同時故障率 $P(2)$ 、3 個同時故障率 $P(3)$ および 4 個同時故障率 $P(4)$ は次式のようにになる。

$$P(2) = \beta P(1) + (1 - \beta)^2 P(1)^2 \dots\dots\dots (19)$$

$$P(3) = \beta\gamma P(1) + 3\beta(1 - \gamma)(1 - \beta)P(1)^2 + (1 - 2\beta + \beta\gamma)^3 P(1)^3 \dots\dots\dots (20)$$

$$\begin{aligned} P(4) &= \beta\gamma\delta P(1) \\ &+ \{6\beta^2\gamma^2(1 - \delta)^2 + 3\beta^2(1 - 2\gamma + \gamma\delta)^2 \\ &+ 4\beta\gamma(1 - \delta)(1 - 3\beta\gamma + 2\beta\gamma\delta)\}P(1)^2 \\ &+ 2\beta\{2\beta^2(1 - 2\gamma + \gamma\delta)^3 \\ &+ 3(1 - 2\beta + \beta\gamma)(1 - 2\gamma + \gamma\delta) \\ &\times (1 - 3\beta + 3\beta\gamma - \beta\gamma\delta)\}P(1)^3 \\ &+ (1 - 3\beta + 3\beta\gamma - \beta\gamma\delta)^4 P(1)^4 \dots (21) \end{aligned}$$

このように(19)式は β ファクタ法により得られる(7)式[(11)式]と一致し、また(20)式は冗長度 3 の系の場合より得られる(12)式と一致する。

なお、従来の MGL 法では

$$P(Q_1) = (1 - \beta_4)P(1) \dots\dots\dots (22)$$

$$P(Q_2) = \frac{\beta_4(1 - \gamma_4)}{3}P(1) \dots\dots\dots (23)$$

$$P(Q_3) = \frac{\beta_4\gamma_4(1 - \delta_4)}{3}P(1) \dots\dots\dots (24)$$

$$P(Q_4) = \beta_4\gamma_4\delta_4P(1) \dots\dots\dots (25)$$

となり、従来法と改善法のパラメータの関係は次式のようにになる。

$$\left. \begin{aligned} \beta &= \{\beta_4(1 + \gamma_4 + \gamma_4\delta_4)\}/3 \\ \gamma &= \{\gamma_4(1 + 2\delta_4)\}/(1 + \gamma_4 + \gamma_4\delta_4) \\ \delta &= 3\delta_4/(1 + 2\delta_4) \\ \beta\gamma\delta &= \beta_4\gamma_4\delta_4 \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (26)$$

(13)式および(26)式により従来法のパラメータを改善法のパラメータに変換することができるので、いままで用いていた従来法のパラメータの値を改善法で用いることも可能である。

〈3・2〉 パラメータの可変範囲 従来の MGL 法のパラメータ $\beta_n, \gamma_n, \delta_n, \dots$ に対する可変範囲は、 $0 \leq \beta_n, \gamma_n, \delta_n, \dots \leq 1$ である。しかし、改善 MGL 法ではこれらのパラメータに対して以下のような可変範囲が与えられる。

冗長度 3 の系の場合では(8)、(9)式および(10)式より

$$0 \leq 1 - 2\beta + \beta\gamma \leq 1 \quad 0 \leq \beta, \gamma \leq 1$$

の関係があり、これよりパラメータ β, γ の可変範囲は次のようになる。

$$\left. \begin{aligned} 0 \leq \gamma \leq 1 \quad \left(0 \leq \beta \leq \frac{1}{2}\right) \\ \frac{2\beta - 1}{\beta} < \gamma \leq 1 \quad \left(\frac{1}{2} < \beta \leq 1\right) \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (27)$$

冗長度 4 の系の場合では(15)～(18)式より

$$0 \leq 1 - 3\beta + 3\beta\gamma - \beta\gamma\delta \leq 1$$

$$0 \leq 1 - 2\gamma + \gamma\delta \leq 1$$

$$0 \leq \beta, \gamma, \delta \leq 1$$

の関係があり、これよりパラメータ β, γ, δ の可変範囲は次のようになる。

$$\begin{aligned} 0 \leq \beta \leq \frac{1}{3} \text{ のとき} \\ \left\{ \begin{aligned} 0 \leq \delta \leq 1 \quad \left(0 \leq \gamma \leq \frac{1}{2}\right) \\ \frac{2\gamma - 1}{\gamma} \leq \delta \leq 1 \quad \left(\frac{1}{2} \leq \gamma \leq 1\right) \end{aligned} \right. \end{aligned}$$

$$\frac{1}{3} < \beta \leq \frac{1}{2} \text{ のとき}$$

$$\left\{ \begin{aligned} 0 \leq \delta \leq \frac{1 - 3\beta(1 - \gamma)}{\beta\gamma} \\ \quad \left(\frac{3\beta - 1}{3\beta} \leq \gamma \leq \frac{3\beta - 1}{2\beta}\right) \\ 0 \leq \delta \leq 1 \quad \left(\frac{3\beta - 1}{2\beta} \leq \gamma \leq \frac{1}{2}\right) \\ \frac{2\gamma - 1}{\gamma} \leq \delta \leq 1 \quad \left(\frac{1}{2} \leq \gamma \leq 1\right) \end{aligned} \right.$$

$\frac{1}{2} < \beta \leq \frac{2}{3}$ のとき

$$\begin{cases} 0 \leq \delta \leq \frac{1-3\beta(1-\gamma)}{\beta\gamma} \\ \left(\frac{3\beta-1}{3\beta} \leq \gamma \leq \frac{1}{2} \right) \\ \frac{2\gamma-1}{\gamma} \leq \delta \leq \frac{1-3\beta(1-\gamma)}{\beta\gamma} \\ \left(\frac{1}{2} \leq \gamma \leq \frac{3\beta-1}{2\beta} \right) \\ \frac{2\gamma-1}{\gamma} \leq \delta \leq 1 \quad \left(\frac{3\beta-1}{2\beta} \leq \gamma \leq 1 \right) \end{cases}$$

$\frac{2}{3} < \beta \leq 1$ のとき

$$\begin{cases} \frac{2\gamma-1}{\gamma} \leq \delta \leq \frac{1-3\beta(1-\gamma)}{\beta\gamma} \\ \left(\frac{2\beta-1}{\beta} \leq \gamma \leq \frac{3\beta-1}{2\beta} \right) \\ \frac{2\gamma-1}{\gamma} \leq \delta \leq 1 \quad \left(\frac{3\beta-1}{2\beta} \leq \gamma \leq 1 \right) \end{cases} \dots\dots\dots (28)$$

これらの可変範囲は、例えば冗長度 3 の系において (27) 式からわかるように β の値が 0.5 以下ならば 3 個の全機器間の CCF はない場合があるが、0.5 より大きければ 3 個の全機器間に必ず CCF が存在することを表す。

従来の MGL 法のパラメータは冗長度に依存して変わったが、その可変範囲は制約が少なく広いものであった。一方、改善した MGL 法のパラメータは冗長度に依存しないが、その可変範囲は制約を受ける。

4. 一般的な冗長系に対する適用例

改善した MGL 法を、1 out of 3 冗長系、2 out of 3 冗長系および 2 out of 4 冗長系に対して適用した結果を示す。ただし、機器 1 個の全故障率 $P(1)=10^{-2}$ とする。

〔例 1〕 1 out of 3 冗長系 1 out of 3 冗長系の故障率 $P_{1/3}$ は次の近似式で表される⁽¹⁰⁾。

$$\begin{aligned} P_{1/3} &\cong P(Q_3) + 3P(Q_1)P(Q_2) + 3P(Q_2)^2 \\ &\quad + P(Q_1)^3 \\ &= \beta\gamma P(1) + 3\beta(1-\gamma)(1-\beta)P(1)^2 \\ &\quad + (1-2\beta+\beta\gamma)^3 P(1)^3 \dots\dots\dots (29) \end{aligned}$$

パラメータの変化に対する $P_{1/3}$ の変化を図 4 に示す。(27) 式による γ の可変範囲の境界を破線で示す。可変範囲は、破線上を含んで破線より下側になる。

〔例 2〕 2 out of 3 冗長系 2 out of 3 冗長系の故障率 $P_{2/3}$ は次の近似式で表される⁽¹⁰⁾。

図 4 〔例 1〕 1 out of 3 冗長系に適用したときのパラメータの変化に対する $P_{1/3}$ の変化
Fig. 4. Changes of the value of $P_{1/3}$ with the values of parameters when the modified MGL method was applied to the [Ex. 1] 1 out of 3 redundant system.

図 5 〔例 2〕 2 out of 3 冗長系に適用したときのパラメータの変化に対する $P_{2/3}$ の変化
Fig. 5. Changes of the value of $P_{2/3}$ with the values of parameters when the modified MGL method was applied to the [Ex. 2] 2 out of 3 redundant system.

$$\begin{aligned}
 P_{2/3} &\cong 3P(Q_2) + P(Q_3) + 3P(Q_1)^2 \\
 &= \beta(3-2\gamma)P(1) \\
 &\quad + 3(1-2\beta+\beta\gamma)^2P(1)^2 \cdots \cdots (30)
 \end{aligned}$$

パラメータの変化に対する $P_{2/3}$ の変化を図 5 に示す。
(27)式による γ の可変範囲の境界を破線で示す。可
変範囲は、破線上を含んで破線より下側になる。

〔例 3〕 2 out of 4 冗長系 2 out of 4 冗長系の故
障率 $P_{2/4}$ は次の近似式で表される。

$$P_{2/4} \cong P(Q_4) + 4P(Q_3) + 12P(Q_1)P(Q_2)$$

$$\begin{aligned}
 &+ 15P(Q_2)^2 + 4P(Q_1)^3 \\
 &= \beta\gamma(4-3\delta)P(1) + 3\beta(1-2\gamma+\gamma\delta) \\
 &\quad \times (4-7\beta+2\beta\gamma+\beta\gamma\delta)P(1)^2 \\
 &\quad + (1-3\beta+3\beta\gamma-\beta\gamma\delta)^3P(1)^3 \cdots \cdots (31)
 \end{aligned}$$

パラメータの変化に対する $P_{2/4}$ の変化を図 6 (a)
～(d) に示す。ただし、 β の値は (28) 式において β
の四つの範囲のそれぞれに属する値を用いた。また、
 γ は β の値によって (28) 式により決まる可変範囲内
で変化させた。 δ の可変範囲の境界を破線で示す。可

(a) $\beta = 0.2$ の場合

(b) $\beta = 0.4$ の場合

(c) $\beta = 0.6$ の場合

(d) $\beta = 0.8$ の場合

図 6 〔例 3〕 2 out of 4 冗長系に適用したときのパラメータの変化に対する $P_{2/4}$ の変化
Fig. 6. Changes of the value of $P_{2/4}$ with the values of parameters when the modified
MGL method was applied to the [Ex. 3] 2 out of 4 redundant system.

変範囲は、(a)図では破線上を含んで破線より下側に
なり、(b)～(d)図では破線上を含んで2本の破線に
挟まれた部分になる。

5. 終りに

CCF評価方法の一つであるMGL法において、従
来のパラメータが冗長度に依存することによって生ず
る β ファクタ法との不整合性と、冗長度3および冗
長度4の系に適用した場合の結果の不整合性を指摘し
た。そして、定義を適切に改善することにより冗長度
に依存しないパラメータを決めることができ、すべて
の冗長度に対し以上の不整合性を解消することができ
た。また、従来のパラメータとの関係が明らかにな
り、各パラメータの値の取り得る可変範囲が求められ
た。更に、一般に用いられる冗長系に対する適用例を
幾つか示した。

ここでは、冗長度3および冗長度4の系について説
明をしたが、同様な考え方により冗長度 n の系まで
拡張することができる。(平成元年2月24日受付)

文 献

- (1) E. W. Hagent: "Common-Mode/Common Cause Failure",
Review, Nuclear Safety, 21, 184 (1980)
- (2) 飛岡:「確率論的安全評価」, 計測と制御, 20, 1048 (昭56)
- (3) E. J. Kellyb & G. M. Hemphill: "Estimation Techniques
for Common Cause Failure Events", NUREG/CR-5044 U.
S. NRC, p. 48 (1988)
- (4) 原子力安全研究協会: 共通要因故障に関する調査, p. 108
(昭55)
- (5) G. Apostolakis & P. Moieni: "The Foundations of Depen-
dence in Probabilistic Safety Assessment" *Reliability
Engineering*, 18, 177 (1987)
- (6) Shoreham Nuclear Power Station: "Probabilistic Risk
Assessment", SAI-372-83-PA-01 (1983)
- (7) K. N. Fleming, et al.: "On the Analysis of Dependent
Failures in Risk Assessment and Reliability Evaluation",
Nuclear Safety, 24, 637 (1983)
- (8) "PRA Procedures Guide", NUREG/CR-2300 U.S. NRC
(1983)
- (9) K. N. Fleming, et al.: "A Systematic Procedure for the
Incorporation of Common Cause Events into Risk and
Reliability Models", *Nuclear Engineering & Design*, 93,
245 (1986)
- (10) "Classification and Analysis of Reactor Operating Experi-
ence Involving Dependent Events", EPRI NP3967 (1985)
- (11) G. T. Edwards & I. A. Watson: "A Study of Common-
Mode Failures", SRD R146 U. K. Atomic Energy Author-
ity (1979)

辻 村 泰 寛 (正員)

昭和37年7月27日生。62年3
月工学院大学大学院前期修士課程修
了。現在、同大学院後期博士課程在
学。システム信頼性の特に共通要因
故障、アベイラビリティの研究に従事。日本原子力学
会会員。

鈴 木 穎 二 (正員)

昭和3年10月23日生。27年3
月東京大学工学部計測工学科卒業。
同年4月(株)東芝入社。58年4月
工学院大学電子工学科教授、現在に
至る。工学博士。主に原子力計測・制御システムの研
究に従事。電子情報通信学会、計測自動制御学会、日
本原子力学会会員。

吉 野 丈 人 (非会員)

昭和28年4月3日生。52年3月
名古屋大学理学部卒業。58年4月
東京都立大学大学院研究科研究生。
59年7月日本学術振興会奨励研究
員。60年4月東京大学大学院理学研究科研究生。62
年4月日本システム(株)入社、現在、第5システム技
術部。理学博士。高速増殖炉の蒸気発電機の不安定性
解析の研究に従事。

平 本 経 幸 (非会員)

昭和17年3月3日生。50年3月
東京理科大学大学院博士課程修了。
現在、日本システム(株)第5システ
ム技術部技術主幹。理学博士。主に
信頼性の研究に従事。日本物理学会、日本信頼性技術
協会会員。